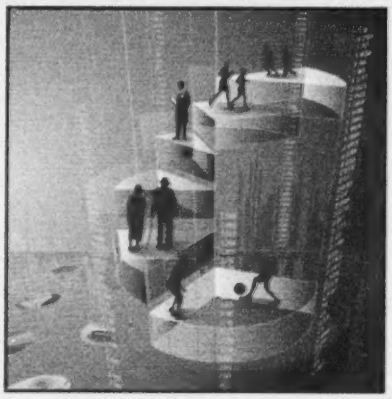
N° 82-003-X au catalogue
ISSN 1209-1375

Rapports sur la santé

Écarts hommes-femmes : espérance de vie et proportion de la vie vécue en mauvaise santé



par Marc Luy et Yuka Minagawa

Date de diffusion : le 17 décembre 2014

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Pour toute demande de renseignements au sujet de ce produit ou sur l'ensemble des données et des services de Statistique Canada, visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca.

Vous pouvez également communiquer avec nous par :

Courriel à infostats@statcan.gc.ca

Téléphone entre 8 h 30 et 16 h 30 du lundi au vendredi aux numéros sans frais suivants :

- Service de renseignements statistiques 1-800-263-1136
- Service national d'appareils de télécommunications pour les malentendants 1-800-363-7629
- Télécopieur 1-877-287-4369

Programme des services de dépôt

- Service de renseignements 1-800-635-7943
- Télécopieur 1-800-565-7757

Comment accéder à ce produit

Le produit n° 82-003-X au catalogue est disponible gratuitement sous format électronique. Pour obtenir un exemplaire, il suffit de visiter notre site Web à www.statcan.gc.ca et de parcourir par « Ressource clé » > « Publications ».

Normes de service à la clientèle

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle que les employés observent. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca sous « À propos de nous » > « Notre organisme » > « Offrir des services aux Canadiens ».

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2014

Tous droits réservés. L'utilisation de la présente publication est assujettie aux modalités de l'entente de licence ouverte de Statistique Canada (www.statcan.gc.ca/reference/licence-fra.htm).

This publication is also available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population du Canada, ses entreprises, ses administrations et les autres établissements. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques exactes et actuelles.

Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

.	indisponible pour toute période de référence
..	indisponible pour une période de référence précise
...	n'ayant pas lieu de figurer
0	zéro absolu ou valeur arrondie à zéro
0[s]	valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie
[p]	provisoire
[r]	révisé
x	confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique*
[E]	à utiliser avec prudence
F	trop peu fiable pour être publié
*	valeur significativement différente de l'estimation pour la catégorie de référence (p<0,05)

Écarts hommes-femmes : espérance de vie et proportion de la vie vécue en mauvaise santé

par Marc Luy et Yuka Minagawa

Résumé

Contexte

La littérature porte à croire que les femmes déclarent être en moins bonne santé, mais qu'elles vivent plus longtemps que les hommes. C'est ce que l'on appelle le « paradoxe hommes-femmes » dans le contexte de la santé et de la mortalité. Bien que les études de ce paradoxe abondent, on en sait relativement peu sur les mécanismes qui sous-tendent ces écarts.

Données et méthodes

À partir des données sur l'espérance de vie en santé tirées de l'étude de 2010 sur la charge de morbidité globale, le présent article analyse le lien entre la durée de vie et la santé chez les hommes et les femmes dans 45 pays en développement relativement avancé. La proportion de la vie vécue en mauvaise santé est utilisée comme indicateur de santé. L'approche tient compte de la différence de longévité entre hommes et femmes et permet de brosser un tableau plus clair du profil de santé moins favorable des femmes.

Résultats

L'espérance de vie à la naissance et la proportion de la vie vécue en mauvaise santé sont étroitement liées chez les hommes et les femmes. En outre, plus la longévité des femmes dépasse celle des hommes, plus leur proportion de la vie vécue en mauvaise santé le fait également.

Interprétation

En mettant l'accent sur la proportion de la vie vécue en mauvaise santé, la présente analyse laisse entendre que l'avantage dont jouissent les femmes par rapport aux hommes sur le plan de la longévité se traduit par un désavantage sur le plan de la santé. Ainsi, les résultats montrent que les femmes affichent une mauvaise santé non pas malgré qu'elles vivent plus longtemps, mais bien parce qu'elles vivent plus longtemps.

Mots-clés

Différences entre les sexes, espérance de santé, morbidité, mortalité, santé dans le monde.

Auteurs

Marc Luy travaille au Centre Wittgenstein pour la démographie et le capital humain mondial de l'Institut de démographie de Vienne, de l'Académie autrichienne des sciences (IIASA, OAW/VID, WU), à Vienne (Autriche). Yuka Minagawa (y-minagawa@sophia.ac.jp) est rattachée à la Faculté des arts libéraux de l'Université Sophia, à Tokyo (Japon).

Dans les années 1920, des tendances de la santé et de la mortalité ont commencé à émerger chez les hommes et les femmes. Selon l'observation de Lorber et Moore[1], les femmes sont plus malades, mais les hommes meurent plus jeunes. Bien que le taux de mortalité des hommes soit supérieur à celui des femmes à tout âge[2], les femmes ont généralement tendance à déclarer être en moins bonne santé[3]. Même en excluant les problèmes de santé liés à la reproduction, on constate un écart notable entre hommes et femmes quant à la prévalence des problèmes de santé aigus et de l'incapacité à court terme[4]. Les femmes âgées affichent des taux élevés de déclin du fonctionnement physique, sont moins susceptibles de se remettre d'une incapacité et déclarent plus souvent éprouver de la douleur[5,6]. Certaines études révèlent que les femmes ont plus souvent recours que les hommes aux services de soins de santé[7] et aux médicaments sur ordonnance et en vente libre[8]. Ces observations sont à l'origine d'un grand nombre d'études et ont servi à désigner le phénomène de « paradoxe de la santé et des sexes »[9], « paradoxe de la "femme faible, mais forte" et de "l'homme fort, mais faible" »[10], ou « paradoxe santé–survie hommes–femmes »[11].

Plusieurs hypothèses ont été proposées pour expliquer ce paradoxe. Deux des plus répandues fournissent des explications cohérentes fondées sur l'association entre la santé et la mortalité. Selon la première, les hommes et les femmes souffrent de types de maladie différents en raison de l'interaction de facteurs biologiques, sociaux, psychologiques et comportementaux[12]. Les femmes déclarent plus souvent des problèmes de santé que les hommes, mais qui sont d'une gravité et d'une létalité moindres que ceux dont souffrent les hommes en général[13-15]. Selon la seconde hypothèse, les femmes vivent plus longtemps, en moyenne, différence qui se traduit par des inégalités en matière de santé

entre hommes et femmes. Des travaux antérieurs ont montré que la longévité supérieure des femmes s'accompagne d'une hausse de la morbidité, et tiré la conclusion qu'en soi, l'avantage des femmes quant à la longévité contribue de façon importante à leur situation moins favorable sur le plan de la santé[16-18].

À partir des meilleures données transnationales disponibles sur l'espérance de santé dans 45 pays en développement relativement avancé, les résultats de la présente étude fournissent d'autres données probantes à l'appui de la seconde hypothèse, selon laquelle la longévité des femmes, en soi, contribue beaucoup à leur situation moins favorable sur le plan de la santé. La plupart des études sur le sujet ont examiné le nombre absolu d'années vécues en mauvaise santé, sans toutefois tenir compte du fait que les hommes et les femmes ont une espérance de vie (EV) différente. Parce que celle des femmes est supérieure, en moyenne, à celle des hommes, l'écart d'EV devrait se traduire par un plus grand nombre d'années vécues en mauvaise santé pour ces premières, même si les hommes et les femmes ont une répartition de la santé identique. La présente étude examine principalement la proportion de la vie vécue en mauvaise santé. Il s'agit d'une perspective relative qui tient compte des différences de durée de vie entre les sexes et brosse un portrait plus complet de l'écart de santé et de mortalité entre hommes et femmes.

Données et méthodes

L'analyse repose sur les données recueillies dans le cadre de l'étude de 2010 sur la charge de morbidité globale, une initiative internationale de collaboration visant à décrire systématiquement la répartition des maladies, des blessures et des facteurs de risque pour la santé dans le monde[19]. À l'aide de poids numériques allant de 0 (santé parfaite) à 1 (décès), l'étude quantifie l'ampleur relative de la perte de santé attribuable à 291 maladies et blessures, à 1 160 conséquences de ces maladies et blessures et à 67 facteurs de risque ou groupes de facteurs de risque dans 187 pays (la liste complète des maladies, des facteurs de risques et des conséquences est publiée ailleurs[20]). Les données sur la prévalence de chaque problème de santé et facteur de risque proviennent d'un éventail d'études et de sources, par exemple les enquêtes nationales sur la santé et les bases de données internationales. L'étude de 2010 sur la charge de morbidité globale présente des résultats pour les années de vie ajustées sur l'incapacité (AVAI), mesure qui correspond à la somme des années potentielles de vie perdues (à cause d'un décès prématuré, par exemple) et des années vécues avec une incapacité[20]. L'incapacité s'entend d'une perte de santé à court ou à long terme (le décès non compris), attribuable à une maladie respiratoire chronique, par exemple, au diabète, à une maladie cardiovasculaire ou à un trouble mental ou comportemental. À l'aide de la mesure des AVAI, les auteurs de l'étude de 2010 sur la charge de morbidité globale ont calculé le nombre d'années estimatif qu'une personne d'un âge donné peut s'attendre à vivre en bonne santé – c'est-à-dire son espérance de vie ajustée sur la santé (EVAS) ou son espérance de vie en santé (EVS).

La présente étude repose sur les données sur l'EVS publiées en 2010[21]. Comme nombre de rapports sur le paradoxe des sexes sont issus de sociétés industrialisées affichant une prévalence des problèmes de santé chroniques élevée, l'échantillon se limite aux 45 pays classés par les Nations Unies comme étant « en développement relativement avancé », y compris 40 pays d'Europe, deux d'Amérique du Nord (les États-Unis et le Canada), ainsi que l'Australie, la Nouvelle-Zélande et le Japon (la liste complète des pays figure au tableau A en annexe).

L'analyse comporte deux parties. La première examine l'association entre la santé et la durée de vie chez les femmes et les hommes. À cette fin, on a combiné les données sur l'EV à la naissance et l'EVS à la naissance propres au sexe et calculé la proportion de la vie vécue en mauvaise santé ((EV – EVS)/EV). La deuxième partie de l'analyse évalue la mesure dans laquelle la situation relativement moins favorable des femmes en matière de santé (différences entre les sexes de proportion de la vie vécue en mauvaise santé, femmes moins hommes) est liée à leur avantage sur le plan de la longévité (différences d'EV à la naissance entre les sexes, femmes moins hommes). L'utilisation du nombre relatif d'années de vie vécues en mauvaise santé dans les analyses explique la différence de longévité entre les sexes et, en conséquence, donne une idée plus claire de la situation moins favorable des femmes comparées aux hommes en matière de santé.

On a effectué des régressions par les moindres carrés ordinaires (MCO) pour clarifier les rapports entre la santé et la mortalité. Tout d'abord, pour chaque sexe, on a évalué le lien entre l'EV à la naissance (variable indépendante) et la proportion de la vie vécue en mauvaise santé (variable dépendante). Ensuite, on a vérifié la façon dont les différences selon le sexe de proportion de la vie vécue en mauvaise santé (variable dépendante) et d'EV à la naissance (variable indépendante) étaient associées les unes aux autres. Le Japon, l'Islande et le Monténégro constituaient des observations influentes réunissant des erreurs résiduelles importantes et un effet de levier élevé. De tels points de données pouvant exercer une forte action sur la

Tableau 1
Espérance de vie moyenne à la naissance, espérance de vie en santé à la naissance et proportion de la vie vécue en mauvaise santé, selon le sexe, 45 pays en développement relativement avancé, 2010

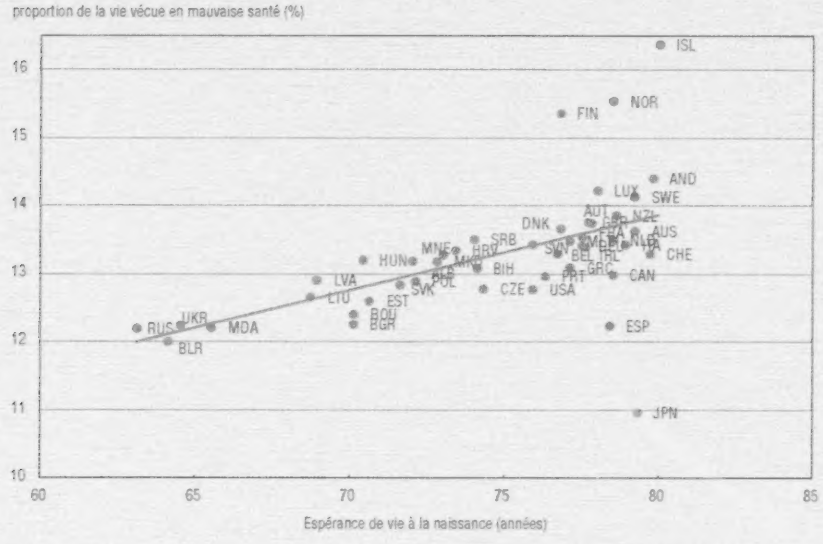
	Hommes	Femmes	Écart (femmes - hommes)
Espérance de vie à la naissance (années)	74,7 (4,60)	81,0 (2,94)	6,3
Espérance de vie en santé à la naissance (années)	64,7 (3,68)	69,4 (2,35)	4,7
Proportion de la vie vécue en mauvaise santé (%)	13,3 (0,94)	14,3 (0,87)	1,0

Nota : Les erreurs types sont indiquées entre parenthèses.
Source : Étude sur la charge de morbidité globale, 2010.

pente estimative, on a effectué d'autres analyses qui tenaient compte de l'effet de ces observations dans les modèles de régression. On n'a constaté aucune différence entre les résultats obtenus avec et sans ces pays. Par conséquent, les résultats sont présentés sans correction en fonction des points influents. Toutes les analyses ont été effectuées dans Stata, v. 12.0[22].

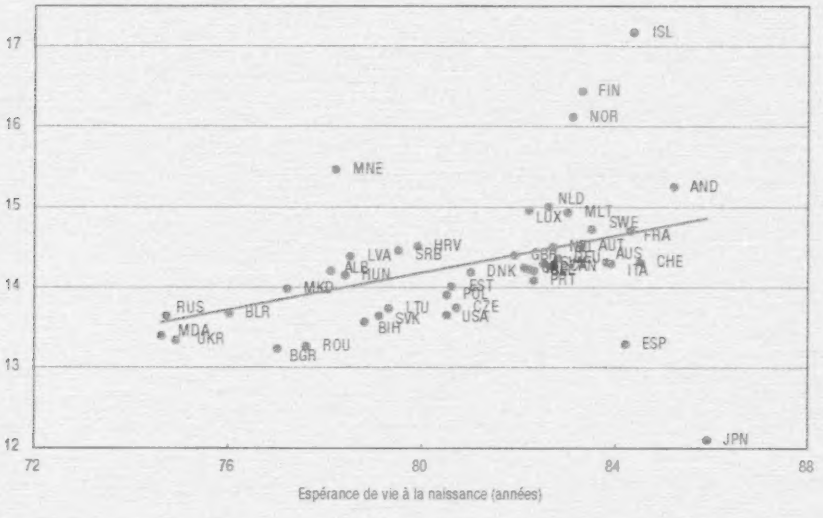
Bien que le sexe « biologique » contribue à façonner le profil de santé des hommes et des femmes, étant donné que les différences hommes–femmes en matière de santé sont largement fonction du sexe « en tant que construction sociale »[12], c'est dans ce dernier sens qu'on emploie le terme « sexe » dans le présent article pour parler des différences observées dans la mortalité et la morbidité chez les hommes et les femmes.

Figure 1
Espérance de vie à la naissance et proportion de la vie vécue en mauvaise santé chez les hommes, 45 pays en développement relativement avancé, 2010



corrélation r = 0,545, p < 0,001
Nota : Le tableau A en annexe présente la liste des codes de pays.
Source : Étude sur la charge de morbidité globale, 2010.

Figure 2
Espérance de vie à la naissance et proportion de la vie vécue en mauvaise santé chez les femmes, 45 pays en développement relativement avancé, 2010



corrélation r = 0,388, p < 0,01
Nota : Le tableau A en annexe présente la liste des codes de pays.
Source : Étude sur la charge de morbidité globale, 2010.

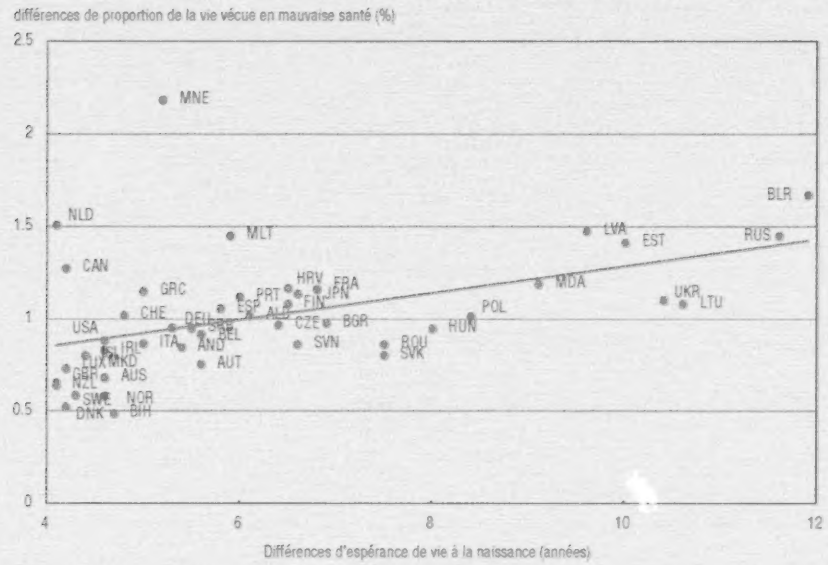
Résultats

En 2010, l'EV moyenne à la naissance dans les 45 pays en développement relativement avancé s'établissait à 74,7 ans pour les hommes et à 81,0 ans pour les femmes, ce qui représente une différence de 6,3 ans (tableau 1). En outre, les femmes vivaient un plus grand nombre d'années en bonne santé. Ainsi, la différence d'EVS était de 4,7 ans. Comparativement aux hommes, les femmes vivent non seulement un plus grand nombre d'années en général, mais aussi un plus grand nombre d'années en santé. Toutefois, après conversion des résultats en valeurs relatives, les femmes passent une plus grande proportion de leur vie en mauvaise santé. Ainsi, en 2010, un homme pouvait s'attendre à vivre 13,3 % de sa vie en mauvaise santé, comparativement à 14,3 % pour une femme.

Pour les hommes et les femmes, on observe une association positive et étroite entre l'EV à la naissance et la proportion de la vie vécue en mauvaise santé (figures 1 et 2). Autrement dit, plus l'EV à la naissance est élevée, plus la proportion de la vie vécue en mauvaise santé est grande. Les corrélations statistiques s'établissent à 0,545 ($p < 0,001$) chez les hommes et à 0,388 ($p < 0,01$) chez les femmes. Les courbes des valeurs ajustées illustrent bien les associations positives entre les deux indicateurs.

Les analyses de régression par les MCO, où la variable dépendante est la proportion de la vie vécue en mauvaise santé et la variable indépendante, l'EV à la naissance (tableau 2), appuient, elles aussi, l'existence d'un lien étroit entre les deux variables, tant chez les hommes que chez les femmes. Chez les hommes, une augmentation d'un an de l'EV à la naissance est associée à une hausse de

Figure 3
Différences d'espérance de vie à la naissance et de proportion de la vie vécue en mauvaise santé entre hommes et femmes, 45 pays en développement relativement avancé, 2010



corrélation r = 0,473, p < 0,001
Nota : Le tableau A en annexe présente la liste des codes de pays.
Source : Étude sur la charge de morbidité globale, 2010.

Tableau 2
Estimations des modèles de régression par les moindres carrés ordinaires pour 45 pays en développement relativement avancé, 2010

Modèle	Hommes	Femmes
(1) Espérance de vie (EV) à la naissance	0,11***	0,12**
(2) Différences d'EV à la naissance entre les sexes	0,07***	

** p < 0,01
*** p < 0,001
Nota : Le modèle (1) vérifie l'association entre l'EV à la naissance (variable indépendante) et la proportion de la vie vécue en mauvaise santé (variable indépendante). Le modèle (2) vérifie la relation entre les différences d'EV entre les sexes (femmes moins hommes, variable indépendante) et les différences de proportion de la vie vécue en mauvaise santé entre les sexes (femmes moins hommes, variable dépendante).
Source : Étude sur la charge de morbidité globale, 2010.

0,11 ($p < 0,001$) de la proportion de la vie vécue en mauvaise santé. Chez les femmes, pour chaque augmentation d'un an de l'EV à la naissance, la proportion de la vie vécue en mauvaise santé grimpe de 0,12 ($p < 0,01$).

En outre, plus l'écart d'EV à la naissance est grand entre les hommes et les femmes, plus l'écart de proportion de la vie vécue en mauvaise santé l'est également (figure 3). La corrélation entre ces deux variables s'établit à 0,473 ($p < 0,001$). Ainsi, une plus grande disparité dans la longévité s'accompagne d'une augmentation de la situation relativement moins favorable de la femme en matière de santé. Les résultats des modèles de régression par les MCO vont dans le sens d'une relation étroite et positive entre l'écart de longévité entre les hommes et les femmes (variable indépendante) et l'écart de proportion de la vie vécue en mauvaise santé (variable dépendante) (tableau 2). Pour chaque augmentation d'un an de la différence d'EV à la naissance entre les sexes, l'excédent de la proportion de la vie vécue en mauvaise santé chez les femmes augmente de 0,07 ($p < 0,001$). Pris ensemble, la proportion de la vie vécue en mauvaise santé plus grande chez les femmes semble être fonction de l'avantage qu'elles présentent à l'égard de l'EV.

Discussion

Bien qu'une morbidité élevée soit associée à une mortalité élevée[23-25], l'association ne tient plus lorsque les différences entre hommes et femmes sont prises en compte. Les femmes déclarent être en moins bonne santé que les hommes, mais par contre vivent plus longtemps.

La littérature fait état de plusieurs hypothèses pour expliquer ce paradoxe, comme celle voulant que les femmes, comparées aux hommes, sont plus sensibles aux malaises physiques[26], plus susceptibles de signaler un problème de santé[27,28] et plus portées à adopter des comportements de prévention[29]. Les résultats ne sont toutefois pas concluants. Certaines études n'ont trouvé aucune différence entre les sexes en ce qui concerne les niveaux de douleur et le comportement quant à la déclaration[30,31], alors que d'autres montrent que les hommes sont plus susceptibles que les femmes de se plaindre de leur santé[32]. L'analyse réalisée par Oksuzyan et coll.[11] révèle que chez les personnes hospitalisées, les femmes sont plus susceptibles que les hommes de participer aux sondages, mais un biais de sélection n'explique pas à lui seul les différences de santé et de mortalité entre les sexes. En outre, les données à l'appui des différences d'utilisation des services de soins de santé sont parfois contradictoires[33].

Les différences ayant trait aux types de problèmes de santé qui touchent les hommes et les femmes et à leur gravité figurent parmi les plus constantes[14]. Les femmes souffrent d'un plus grand nombre de problèmes de santé que les hommes, par exemple, mais qui ont tendance à être de nature moins grave. En revanche, les hommes souffrent de problèmes de santé dont on meurt plus jeune[3,26,34]. En outre, la prévalence et les conséquences de ces problèmes de santé diffèrent. Ainsi, les problèmes comme les allergies, les maux

Ce que l'on sait déjà sur le sujet

- Les données publiées montrent que les femmes déclarent être en moins bonne santé que les hommes, mais qu'elles vivent plus longtemps.
- Un grand nombre d'études se sont penchées sur ce paradoxe, mais on en sait toujours relativement peu à propos des mécanismes qui le sous-tendent.
- L'une des pistes de recherche est que l'espérance de vie plus longue chez la femme que chez l'homme se traduit en soi par un désavantage sur le plan de la santé.
- La plupart des études ont mis l'accent sur le nombre absolu d'années vécues en mauvaise santé, faisant ainsi abstraction du fait que les hommes et les femmes n'ont pas la même espérance de vie.

Ce qu'apporte l'étude

- La présente analyse porte sur les différences entre les sexes quant à la proportion de la vie vécue en mauvaise santé et formule l'hypothèse que la longévité des femmes (comparées aux hommes) contribue beaucoup à leur situation moins favorable sur le plan de la santé.
- D'après les données se rapportant à 45 pays classés comme étant « en développement relativement avancé », il existe un lien parallèle entre l'espérance de vie à la naissance et la proportion de la vie vécue en mauvaise santé chez les personnes des deux sexes.
- Plus la longévité des femmes est grande, plus leur proportion de la vie vécue en mauvaise santé augmente.
- L'analyse proportionnelle appuie l'hypothèse selon laquelle l'avantage dont bénéficient les femmes (comparées aux hommes) sur le plan de la longévité contribue de façon significative à leur situation moins favorable sur le plan de la santé.

de tête ou l'arthrite – plus courants chez la femme – ont une forte prévalence, mais sont associés à une faible mortalité; d'autres problèmes de santé, notamment la maladie cardiaque et les formes les plus graves de cancer – toutes plus fréquentes chez l'homme –, sont associés à une prévalence relativement faible, mais à une mortalité élevée[16]. Ces observations pourraient indiquer que le paradoxe des sexes est principalement attribuable aux différences relatives aux types de problèmes de santé.

En outre, l'EV moyenne plus élevée chez la femme influe vraisemblablement en soi sur les différences d'état de santé entre hommes et femmes. Des recherches menées antérieurement ont montré que leur durée de vie plus longue est la raison pour laquelle les femmes vivent un plus grand nombre d'années dans une situation de morbidité[11,16]. À ce jour, toutefois, les études avaient tendance à analyser le nombre absolu d'années vécues en mauvaise santé. Une analyse proportionnelle (le nombre d'années vécues en mauvaise santé par rapport à la durée de vie globale) donne un aperçu plus exact de la situation.

La présente étude examine les différences entre hommes et femmes en ce qui concerne la proportion de la vie vécue en mauvaise santé et formule l'hypothèse selon laquelle la plus grande longévité chez la femme constitue un facteur clé de sa situation relativement moins favorable en matière de santé. D'après les données pour les 45 pays considérés « en développement relativement avancé » par les Nations Unies, plus l'EV à la naissance est élevé, plus importante sera la proportion de la vie vécue en mauvaise santé chez les personnes des deux sexes. En outre, plus l'excédent de longévité de la femme est grand, plus son excédent de la proportion de la vie vécue en mauvaise santé le sera également. Ainsi, l'analyse proportionnelle soutient l'hypothèse voulant que l'avantage dont bénéficient les femmes au chapitre de la longévité est directement lié à leur situation relativement moins favorable sur le plan de la santé. Autrement dit, les femmes sont en moins bonne santé non pas malgré le fait qu'elles vivent plus longtemps, mais bien parce qu'elles vivent plus longtemps.

Ce raisonnement relie le paradoxe des sexes à la relation générale entre la morbidité (état de santé) et la mortalité (durée de vie). Selon la théorie de la transition épidémiologique[35], un déplacement de la prévalence des maladies au fil du temps (depuis les fatales vers les moins graves) a contribué à améliorer la longévité partout dans le monde. Un accroissement des problèmes de santé moins graves, mais qui durent longtemps (maladies chroniques) peut mener à un plus grand nombre d'années vécues, mais avec une santé relativement moins bonne, comme le décrit l'hypothèse de l'« expansion de la morbidité »[36]. En d'autres mots, une EV à la hausse est attribuable à une réduction du taux de fatalité des maladies chroniques, plutôt qu'à un recul de la prévalence de ces maladies[37].

Fries[38] propose au contraire l'hypothèse de la « compression de la morbidité ». Selon cette hypothèse, même si la durée de vie maximale moyenne reste la même (d'environ 85 ans), l'installation des maladies chroniques est repoussée, et la morbidité est comprimée sur une période plus courte en fin de la vie.

Enfin, Manton a énoncé l'idée d'une relation équilibrée entre la santé et la longévité, appelée « hypothèse de l'équilibre dynamique »[39].

Bien que rien n'appuie une durée de vie fixe pour l'humain[40], certaines études soutiennent la thèse de la compression de la morbidité. La plupart d'entre elles s'intéressent à la prévalence de l'incapacité; il reste à déterminer si l'on peut tirer la même conclusion avec d'autres types de problèmes de santé[41]. Ainsi, Crimmins et Saito[42] ont souligné qu'entre 1984 et 1994, la prévalence de la maladie et de la comorbidité chez les femmes âgées aux États-Unis a augmenté, malgré une diminution de l'incapacité. De plus, certaines études ont révélé une réduction de l'incapacité accompagnée d'une augmentation des maladies chroniques et de l'incapacité fonctionnelle[43]. Les études sur l'incapacité semblent soutenir l'hypothèse de la compression de la morbidité en raison des progrès enregistrés récemment au niveau de

l'indicateur, alors que les études des problèmes de santé chroniques ou des mesures de la comorbidité penchent plutôt en faveur de l'hypothèse de l'expansion de la morbidité.

À première vue, la présente étude semble soutenir l'hypothèse de l'expansion de la morbidité. Toutefois, ses conclusions ne portent pas à croire qu'il s'agit d'un phénomène universel, et ce pour deux raisons. Tout d'abord, la question de l'expansion par rapport à la compression est issue d'une perspective longitudinale, laquelle remarque si les augmentations de la durée de vie s'accompagnent d'une meilleure ou d'une moins bonne santé. Par contre, la présente étude repose sur un plan d'enquête transversal et sert à vérifier la mesure dans laquelle les différences d'EV à la naissance entre les sexes étaient associées aux différences entre les sexes de proportion de la vie vécue en mauvaise santé en 2010. En second lieu, les mesures de la santé prises en compte dans l'étude sur la charge de morbidité globale comprennent une gamme de problèmes de santé chroniques, ce qui pourrait expliquer pourquoi les résultats de la présente analyse semblent aller dans le sens de la thèse de l'expansion. D'autres mesures pourraient toutefois donner des résultats différents. Le choix de mesure de la santé influe lui aussi sur le paradoxe des sexes, les différences de santé entre les sexes variant en fonction de la mesure employée[9,16,44].

Limites

La présente étude comporte plusieurs points forts, dont l'interprétation des mesures de l'espérance de santé en termes relatifs, une insistance sur des dimensions multiples de la santé et le grand nombre de pays pris en compte. Il convient toutefois d'interpréter les résultats avec prudence.

La première limite a trait à la fiabilité des mesures de la santé. L'étude de 2010 sur la charge de morbidité globale quantifie le fardeau que représentent des problèmes de santé et des facteurs de risque spécifiques, mais certains ont remis en question la stratégie méthodologique sur laquelle elle repose, notamment celle de l'attribution de poids numériques à chaque problème de santé[45]. En outre, les calculs des taux de prévalence des problèmes de santé sont fondés sur plus de 100 000 sources de données, dont les registres d'hôpital sur les congés des patients, les registres des maladies et les enquêtes auprès des ménages; la qualité et la validité des données varient d'un pays à l'autre. De plus, les comparaisons transnationales de la santé présentent des difficultés, puisque les résultats dépendent souvent de variations culturelles dans l'interprétation des questions et des catégories de réponses et (ou) des normes de santé applicables dans les différents pays[46].

La deuxième limite tient à l'âge. Les indicateurs de l'espérance de santé de l'étude de 2010 sur la charge de morbidité globale sont mesurés uniquement à la naissance, ce qui ne permet pas d'examiner en quoi la relation entre la morbidité et la mortalité change avec l'âge. La plupart des études estiment l'espérance de santé aux âges avancés. Les différences de tranches d'âge rendent difficile la comparaison des résultats de la présente analyse avec ceux d'autres études. D'autres travaux de recherche portant sur des mesures mieux différenciées de l'espérance de santé propres à l'âge permettraient de clarifier les processus dynamiques associés au vieillissement.

Enfin, les présentes conclusions ne font que suggérer un lien entre la morbidité et la mortalité. Des liens étroits entre l'EV à la naissance et la proportion de la vie vécue en mauvaise santé on émergé dans 45 pays, mais on ignore toujours dans quelle mesure la morbidité et la mortalité contribuent aux différences d'EVS entre les sexes. Il faudrait, pour répondre à cette question, mener des analyses qui décomposent les différences d'espérance de santé en effets de la mortalité et conditions de santé, comme le montrent Van Oyen et coll.[17] À l'avenir, les chercheurs pourraient étudier la façon dont la morbidité et la mortalité se traduisent en expériences en santé variées chez les hommes et les femmes.

Mot de la fin

Les différences de santé et de mortalité entre les sexes ont fait l'objet d'un grand nombre d'études touchant plusieurs disciplines, mais on ne sait pas encore avec certitude quels mécanismes sous-tendent ce phénomène. La conclusion la plus répandue est que les types de maladies ainsi que leurs degrés de gravité ne sont pas les mêmes pour les hommes et les femmes. Voilà peut-être ce qui explique une part importante de l'écart de santé entre les sexes. Les résultats de l'analyse des estimations tirées de l'étude sur la charge de morbidité globale portent à croire également que leur durée de vie plus longue est un facteur significatif pour expliquer la moins bonne santé des femmes par rapport aux hommes. À l'aide d'analyses proportionnelles, la présente étude montre que plus la longévité est grande, plus la proportion de la vie vécue en mauvaise santé est importante, et elle tire la conclusion que les femmes ont une moins bonne santé que les hommes non pas malgré le fait qu'elles vivent plus longtemps, mais bien parce qu'elles vivent plus longtemps. Les différences de santé et de mortalité entre les sexes sont complexes, mais grâce à une analyse relative de l'espérance de santé, le paradoxe hommes-femmes en santé paraît moins paradoxal. ■

Remerciements

Marc Luy a bénéficié de l'aide financière du Conseil européen de la recherche (CER) dans le cadre du septième programme-cadre de recherche (FP7/2007-2013) de l'Union européenne, en vertu de l'entente de subvention nº 262663 du CER. Yuka Minagawa a bénéficié du soutien du Program for Promoting the Enhancement of Research Universities and Overseas short-Term Stay Support, à l'intention des chercheurs du WIAS de l'Université Waseda. Les auteurs remercient Paola Di Giulio et les trois réviseurs anonymes de l'équipe de *Rapports sur la santé* pour leurs commentaires et suggestions utiles à propos d'une version antérieure du présent article.

Références

1. J. Lorber et L.J. Moore, « *Gender and the Social Construction of Illness* », Deuxième édition. Plymouth, Royaume-Uni, AltaMira Press, 2002.
2. Nations, Unies, Department des affaires économiques et sociales, Population Division, Population Estimates and Projections Section, *World Population Prospects: The 2012 Revision*, Édition DVD. New York, Nations Unies, 2013.
3. A. Case et C. Paxson, « Sex differences in morbidity and mortality », *Demography*, 42(2), 2005, p. 189-214.
4. C.A. Green et C.R. Pope, « Gender, psychosocial factors and the use of medical services: a longitudinal analysis », *Social Science and Medicine*, 48, 1999, p. 1363-1372.
5. S.G. Leveille, Y. Zhang, W. McMullen *et al.*, « Sex differences in musculoskeletal pain in older adults », *Pain*, 116, 2005, p. 332-338.
6. S.G. Leveille, B.W.J.H. Penninx, D. Melzer *et al.*, « Sex differences in the prevalence of mobility disability in old age: the dynamics of incidence, recovery, and mortality », *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, 55B, 2000, p. S41-S50.
7. Á. Redondo-Sendino, P. Guallar-Castillón, J.R. Banegas et F. Rodríguez-Artalejo, « Gender differences in the utilization of health-care services among the older adult population of Spain », *BMC Public Health*, 6, 2006, p. 155.
8. C.M. Roe, A.M. McNamara et B.R. Motheral, « Gender and age-related prescription drug use patterns », *Annals of Pharmacotherapy*, 36, 2002, p. 30-39.
9. P.P. Rieker et C.E. Bird, « Rethinking gender differences in health: why we need to integrate social and biological perspectives », *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, 60B, 2005, p. 40-47.
10. M. del Mar García-Calvente, N. Hidalgo-Ruzzante, M. del Río-Lozano *et al.*, « Exhausted women, tough men: a qualitative study on gender differences in health, vulnerability and coping with illness in Spain », *Sociology of Health & Illness*, 34, 2012, p. 911-926.
11. A. Oksuzyan, I. Petersen, H. Stovring *et al.*, « The male-female health-survival paradox: a survey and register study of the impact of sex-specific selection and information bias », *Annals of Epidemiology*, 19, 2009, p. 504-511.
12. C.A. Nathanson, « Sex differences in mortality », *Annual Review of Sociology*, 10, 1984, p. 191-213.
13. L.M. Verbrugge, « Gender and health: an update on hypotheses and evidence », *Journal of Health and Social Behavior*, 26, 1985, p. 156-182.
14. L.M. Verbrugge et D.L. Wingard, « Sex differentials in health and mortality », *Women and Health*, 12, 1987, p. 103-145.
15. E. Grundy, « Gender and healthy aging », dans *Longer Life and Healthy Aging*, publié sous la direction de Y. Zeng, E.M. Crimmins, Y. Carrière, J.M. Robine, Dordrecht, Springer, 2006, p. 173-199.
16. E.M. Crimmins, J.K. Kim et A. Hagedorn, « Life with and without disease: women experience more of both », *Journal of Women and Aging*, 14, 2002, p. 47-59.
17. H. Van Oyen, W. Nusselder, C. Jagger *et al.*, « Gender differences in healthy life years within the EU: an exploration of the "health-survival" paradox », *International Journal of Public Health*, 58, 2013, p. 143-155.
18. E.M. Crimmins, M.D. Hayward et Y. Saito, « Differentials in active life expectancy in the older population of the United States », *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, 51B(3), 1996, p. S111-S120.
19. C.J.L. Murray, M. Ezzati, A.D. Flaxman *et al.*, « GBD 2010: a multi-investigator collaboration for global comparative descriptive epidemiology », *The Lancet*, 380, 2012, p. 2055-2058.
20. C.J.L. Murray, M. Ezzati, A.D. Flaxman *et al.*, « Disability-adjusted life years (DALYs) for 291 diseases and injuries in 21 regions, 1990–2010: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2010 », *The Lancet*, 380, 2012, p. 2197-2123.
21. J.A. Salomon, H. Wang, M.K. Freeman *et al.*, « Healthy life expectancy for 187 countries, 1990-2010: a systematic analysis for the Global Burden Disease Study 2010 », *The Lancet*, 380, 2012, p. 2144-2162.
22. StataCorp, *Stata Statistical Software: Release 12*. College Station, Texas, StataCorp LP, 2011.
23. D.J.H. Deeg, A. Hofmann ET R.J. van Zonneveld, « The association between change in cognitive function and longevity in Dutch elderly », *American Journal of Epidemiology*, 132(5), 1990, p. 23-30.
24. J. Head, J.E. Ferrie, K. Alexanderson *et al.*, « Diagnosis-specific sickness absence as predictor of mortality: the Whitehall II prospective cohort study », *British Medical Journal*, 337, 2008, p. a1469.
25. E.L. Idler et Y. Benyamini, « Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies », *Journal of Health and Social Behavior*, 38(1), 1997, p. 21-37.
26. N. Spiers, C. Jagger, M. Clarke et A. Arthur, « Are gender differences in the relationship between self-rated health and mortality enduring? Results from three birth cohorts in Melton Mowbray, United Kingdom », *Gerontologist*, 43, 2003, p. 406-411.
27. L.M. Verbrugge, « The twain meet: empirical explanations of sex differences in health and mortality », *Journal of Health and Social Behavior*, 30, 1989, p. 282-304.
28. E.L. Idler, « Discussion: gender differences in self-rated health, in mortality, and in the relationship between the two », *Gerontologist*, 43, 2003, p. 372-375.
29. R.G. Rogers, B.G. Everett, J.M. Saint Onge et P.M. Krueger, « Social, behavioral, and biological factors, and sex differences in mortality », *Demography*, 47, 2010, p. 555-578.
30. S.E. Kooiker, « Exploring the iceberg of morbidity: a comparison of different survey methods for assessing the occurrence of everyday illness », *Social Science and Medicine*, 41, 1995, p. 317-332.
31. S. Macintyre, G. Ford et K. Hunt, « Do women 'over report' morbidity? Men's and women's responses to structured prompting on a standard question on long standing illness », *Social Science and Medicine*, 48, 1999, p. 89-98.
32. S. Macintyre et C. Pritchard, « Comparisons between self-assessed and observer-assessed presence and severity of colds », *Social Science and Medicine*, 29, 1989, p. 1243-1248.
33. E. Haavio-Manila, « Inequalities in health and gender », *Social Science and Medicine*, 22, 1986, p. 141-149.
34. K. Dunnell, J. Fitzpatrick et J. Bunting, « Making use of official statistics in research on gender and health status: recent British data », *Social Science and Medicine*, 48(1), 1999, p. 117-127.
35. A.R. Omran, « The epidemiologic transition. A theory of the epidemiology of population change », *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 69, 1971, p. 509-537.
36. E.M. Gruenberg, « The failure of success », *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 55, 1977, p. 3-24.
37. S.J. Olshansky, M.A. Rudberg, B.A. Carnes *et al.*, « Trading off longer life for worsening health: the expansion of morbidity hypothesis », *Journal of Aging and Health*, 3(2), 1991, p. 194-216.
38. J.F. Fries, « Aging, natural death, and the compression of morbidity », *New England Journal of Medicine*, 303, 1980, p. 130-135.

39. K.G. Manton, « Changing concepts of morbidity and mortality in the elderly population », *Milbank Memorial Fund Quarterly*, 60, 1982, p. 183-244.

40. J. Oeppen et J.W. Vaupel, « Broken limits to life expectancy », *Science*, 296(5570), 2002, p. 1029-1031.

41. R.G.J. Westendorp, « What is healthy aging in the 21st century? », *American Journal of Clinical Nutrition*, 83(suppl), 2006, p. 404S-409S.

42. E. Crimmins et Y. Saito, « Change in the prevalence of diseases among older Americans: 1984-1994 », *Demographic Research*, 2000, p. 3.

43. E.M. Crimmins et H. Beltrán-Sánchez, « Mortality and morbidity trends: is there compression of morbidity? », *Journals of Gerontology: Psychological Sciences and Social Sciences*, 66B, 2011, p. 75-86.

44. E.M. Crimmins, J.K. Kim et A. Solé-Auró, « Gender differences in health: results from SHARE, ELSA and HRS », *European Journal of Public Health*, 21, 2010, p. 81-91.

45. S. Polinder, J. Haagsma, C. Stein et A. Havelaar, « Systematic review of general burden of disease studies using disability-adjusted life years », *Population Health Metrics*, 10, 2012, p. 21-35.

46. A. Sen, « Health: perception versus observation », *British Medical Journal*, 324, 2002, p. 860-861.

Annexe

Tableau A

Espérance de vie (EV) à la naissance, espérance de vie en santé (EVS) à la naissance et proportion de la vie vécue en mauvaise santé, 45 pays en développement relativement avancé, 2010

	Hommes			Femmes			
Nom du pays (code)	EV (années)	EVS (années)	Proportion de la vie vécue en mauvaise santé (%)	EV (années)	EVS (années)	Proportion de la vie vécue en mauvaise santé (%)	Écart - Proportion de la vie vécue en mauvaise santé (7)-(4)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Albanie (ALB)	72,0	62,5	13,19	78,1	67,0	14,21	1,02
Andorre (AND)	79,8	68,3	14,41	85,2	72,2	15,26	0,85
Australie (AUS)	79,2	68,4	13,64	83,8	71,8	14,32	0,68
Autriche (AUT)	77,7	67,0	13,77	83,3	71,2	14,53	0,75
Bélarus (BLR)	64,1	56,4	12,01	76,0	65,6	13,68	1,67
Belgique(BEL)	76,7	66,5	13,30	82,3	70,6	14,22	0,92
Bosnie-Herzégovine (BIH)	74,1	64,4	13,09	78,8	68,1	13,58	0,49
Bulgarie (BGR)	70,1	61,5	12,27	77,0	66,8	13,25	0,98
Canada (CAN)	78,5	68,3	12,99	82,7	70,9	14,27	1,27
Croatie (HRV)	73,4	63,6	13,35	79,9	68,3	14,52	1,17
République tchèque (CZE)	74,3	64,8	12,79	80,7	69,6	13,75	0,97
Danemark (DNK)	76,8	66,3	13,67	81,0	69,5	14,20	0,53
Estonie (EST)	70,6	61,7	12,61	80,6	69,3	14,02	1,41
Finlande (FIN)	76,8	65,0	15,36	83,3	69,6	16,45	1,08
France (FRA)	77,5	67,0	13,55	84,3	71,9	14,71	1,16
Allemagne (DEU)	77,5	67,1	13,42	82,8	70,9	14,37	0,95
Grèce (GRC)	77,1	67,0	13,10	82,1	70,4	14,25	1,15
Hongrie (HUN)	70,4	61,1	13,21	78,4	67,3	14,16	0,95
Islande (ISL)	80,0	66,9	16,38	84,4	69,9	17,18	0,81
Irlande (IRL)	77,6	67,2	13,40	82,2	70,5	14,23	0,83
Italie (ITA)	78,9	68,3	13,43	83,9	71,9	14,30	0,87
Japon (JPN)	79,3	70,6	10,97	85,9	75,5	12,11	1,14
Lettonie (LVA)	68,9	60,0	12,92	78,5	67,2	14,39	1,48
Lituanie (LTU)	68,7	60,0	12,66	79,3	68,4	13,75	1,08
Luxembourg (LUX)	78,0	66,9	14,23	82,2	69,9	14,96	0,73
Macédoine (MKD)	72,8	63,2	13,19	77,2	66,4	13,99	0,80
Malte (MLT)	77,1	66,7	13,49	83,0	70,6	14,94	1,45
Moldavie (MDA)	65,5	57,5	12,21	74,6	64,6	13,40	1,19
Monténégro (MNE)	73,0	63,3	13,29	78,2	66,1	15,47	2,19
Pays-Bas (NLD)	78,5	67,9	13,50	82,6	70,2	15,01	1,51
Nouvelle-Zélande (NZL)	78,6	67,7	13,87	82,7	70,7	14,51	0,64
Norvège (NOR)	78,5	66,3	15,54	83,1	69,7	16,13	0,58
Pologne (POL)	72,1	62,8	12,90	80,5	69,3	13,91	1,01
Portugal (PRT)	76,3	66,4	12,98	82,3	70,7	14,09	1,12
Roumanie (ROU)	70,1	61,4	12,41	77,6	67,3	13,27	0,86
Russie (RUS)	63,1	55,4	12,20	74,7	64,5	13,65	1,45
Serbie (SRB)	74,0	64,0	13,51	79,5	68,0	14,47	0,95
Slovaquie (SVK)	71,6	62,4	12,85	79,1	68,3	13,65	0,80
Slovénie (SVN)	75,9	65,7	13,44	82,5	70,7	14,30	0,86
Espagne (ESP)	78,4	68,8	12,24	84,2	73,0	13,30	1,06
Suède (SWE)	79,2	68,0	14,14	83,5	71,2	14,73	0,59
Suisse (CHE)	79,7	69,1	13,30	84,5	72,4	14,32	1,02
Royaume-Uni (GBR)	77,8	67,1	13,75	81,9	70,1	14,41	0,65
Ukraine (UKR)	64,5	56,6	12,25	74,9	64,9	13,35	1,10
États-Unis (USA)	75,9	66,2	12,78	80,5	69,5	13,66	0,88

Source : Étude de la charge de morbidité globale (*Global Burden of Disease*), 2010.